



# L'EVALUATION DES INVESTISSEMENTS IMMATERIELS : UNE ETUDE EMPIRIQUE : CAS DES ENTREPRISES TUNISIENNES.

Mondher Bellalah, Abdelfettah Bouri, Ahmed Chabchoub

## ► To cite this version:

Mondher Bellalah, Abdelfettah Bouri, Ahmed Chabchoub. L'EVALUATION DES INVESTISSEMENTS IMMATERIELS : UNE ETUDE EMPIRIQUE : CAS DES ENTREPRISES TUNISIENNES.. LA COMPTABILITE, LE CONTRÔLE ET L'AUDIT ENTRE CHANGEMENT ET STABILITE, May 2008, France. pp.CD Rom. halshs-00522447

**HAL Id: halshs-00522447**

**<https://shs.hal.science/halshs-00522447>**

Submitted on 30 Sep 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# L'EVALUATION DES INVESTISSEMENTS IMMATERIELS : UNE ETUDE EMPIRIQUE : CAS DES ENTREPRISES TUNISIENNES.

**BELLALAH Mondher**

Professeur

Université de Cergy-Pontoise-France

[Mondher.bellalah@eco.u-cergy.fr](mailto:Mondher.bellalah@eco.u-cergy.fr)

**BOURI Abdelfettah**

Professeur

Faculté des sciences économiques et de gestion-Sfax

[abdelfettah.bouri@fsegs.rnu.tn](mailto:abdelfettah.bouri@fsegs.rnu.tn)

**CHABCHOUB Ahmed**

Doctorant en sciences comptables

Faculté des sciences économiques et de gestion-Sfax

[ahmed\\_fsegs@yahoo.fr](mailto:ahmed_fsegs@yahoo.fr)

## **Titre :**

*L'évaluation des investissements immatériels : Une étude empirique : Cas des entreprises tunisiennes.*

## **Résumé :**

La dématérialisation croissante de la politique d'investissement des entreprises justifie la nécessité de mesurer ses différentes manifestations. Cet article se propose d'étudier la pertinence des informations financières sur les investissements immatériels pour les investisseurs sur le marché financier en Tunisie. Notre étude de terrain, réalisée auprès de 21 entreprises tunisiennes cotées à la BVMT sur la période 2002 - 2004, montre principalement : 1) que l'activation des investissements immatériels impacte positivement leur évaluation sur le marché, et 2) que la dépréciation des actifs incorporels est positivement valorisée par les investisseurs sur le marché financier. Ces résultats montrent que les informations financières sur les immatériels a une valeur informative pour les investisseurs sur le marché financier. Nous relevons par ailleurs que les choix de comptabilisation des dépenses incorporelles dépendent de facteurs caractéristiques de l'entreprise.

**Mots clés :** investissement immatériel, pertinence, information comptable, q de Tobin, entreprises tunisiennes.

## **Title :**

*The assessment of the intangible investments: An empiric study: Case of the Tunisian enterprises.*

## **Abstract :**

The increasing dematerialization of the politics of investment of the enterprises justifies the necessity to measure there different demonstrations. This article intends to study the value relevance of the financial information on the intangible investments for the investors on the Tunisian stock market. Our survey work, carried with 21 Tunisian firms, shows, mainly: 1) that the activation of the investments immaterial influence positively their assessment on the market, and 2) that the depreciation of intangible assets is valorised positively by the investors on the stock market. These results show that the financial information on the immaterial have an informative value for the investors on the stock market. We raise otherwise that the choices of accounting of the incorporeal expenses depend on characteristic factors of the enterprise.

**Key words:** intangible investment, value relevance, financial information, Tobin's q, Tunisian firms.

## 1. Introduction

Le contenu de l'investissement réalisé par les entreprises a singulièrement changé au cours des dernières années. L'évolution des pratiques des entreprises et de leur environnement économique ont fait de nouvelles variantes des fonctions de production dans lesquelles la part de l'immatériel comme *facteur* d'une part, et comme *produit* d'autre part, est une fonction croissante (Martory, 1999). La globalisation des marchés financiers (Delgado-gomez et al., 2004 ; Nakamura, 2005), le développement de l'économie des connaissances (Garcia-Meca et Martinez, 2007), la croissance du secteur des services et des entreprises de nouvelles technologies (Dufour et Zemzem, 2005 ; Charfi, 2006) et le nombre grandissant de fusions et acquisitions (Henning et al., 2000) représentent, dans ce cadre, les facteurs de changement les plus fréquemment cités.

Le développement des investissements immatériels réalisés par les entreprises a été accompagné de plusieurs efforts de normalisation comptable, par les organismes professionnels et réglementaires nationaux et internationaux. En effet, les outils de représentation économique adoptés en matière d'investissements immatériels ont beaucoup évolué durant la dernière décennie. En Tunisie, le Système Comptable des Entreprises a été complété, après l'adoption de la Norme Comptable relative aux immobilisations incorporelles (NC 06) et celle relative aux charges reportées (NC 10) dans le cadre de la réforme comptable de 1996, par la Norme Comptable relative aux dépenses de R&D (NC 20) à partir de 1999 et les normes relatives aux sociétés de groupe (NC 35, 36, 37, 38) à partir de 2004. L'évolution de ces règles de comptabilisation a procuré aux entreprises de nouvelles possibilités pour la reconnaissance à leur actif des investissements réalisés en éléments incorporels. Au total, trois formes de représentation comptable des dépenses incorporelles sont admises par le normalisateur tunisien : la capitalisation obligatoire<sup>1</sup>, la capitalisation facultative<sup>2</sup> et la capitalisation interdite<sup>3</sup>.

Malgré ces évolutions, l'information financière sur les immatériels reste sujette à plusieurs critiques. Certains (Thibierge, 1997, 2001 ; Nils et al., 2000, Casta et al., 2007) lui reprochent les difficultés à identifier les éléments incorporels et à les reconnaître comme capitaux distincts et son incapacité à refléter la vraie valeur de ces éléments, se traduisant par des différences de plus en plus importantes entre les valeurs aux livres comptables des entreprises et leurs valeurs de marché. D'autres (Collins et al. 1997 ; Brown et al., 1999 ; Francis et Schipper, 1999 ; Lev et Zarowin, 1999 ; Goodwin et Ahmed, 2006) montrent que l'information contenue dans les états financiers remplit de moins en moins son rôle informatif

d'aide à la décision. Ces déficiences de l'information comptable rendent généralement complexe le travail d'évaluation des immatériels et, a fortiori, celui des titres d'une entreprise investissant une partie importante de ses ressources dans de tels actifs (Casta et al., 2007). Néanmoins, et malgré ces reproches, nombreux sont les auteurs (Megna et Klock, 1993, 2000 ; Chauvin et Hirschey, 1994 ; Lev et Sougiannis, 1996 ; Barth et Karsznik, 1999 ; Barth et al., 2000 ; Lev et al., 2003 ; Cazavan-jeny, 2004 ; Churyk, 2005 ; Lev et al., 2005 ; Garcia-Meca et Martinez ; 2007) qui continuent à prôner que l'information comptable sur les investissements immatériels continue à impacter les décisions d'investissement et les processus d'évaluation des investisseurs. Cette position, soutenue en théorie dans les enseignements de la théorie des signaux et de la théorie d'agence, prévoit que les dirigeants des entreprises peuvent profiter de la capitalisation des investissements immatériels, surtout sous sa forme facultative, afin de signaler au marché leurs performances futures et de réduire les coûts d'agence. Cette recherche ouvre le débat à ce propos sur la manière dont les investisseurs perçoivent et valorisent l'information financière sur les éléments immatériels qui leur est communiquée par les entreprises.

Nous nous intéressons à ce titre au contexte des firmes tunisiennes cotées pour trois principales raisons. Premièrement, à notre connaissance, aucune étude de ce type n'a été réalisée dans le contexte tunisien. Deuxièmement, l'évolution récente de la normalisation comptable relative aux investissements incorporels nécessite d'être appréciée par rapport à sa pertinence vis-à-vis des utilisateurs de l'information financière. Troisièmement, la communication des entreprises tunisiennes sur leur capital immatériel est moins développée que celle que l'on observe sur les marchés européen et notamment américain. Cette étude nous permettra ainsi d'appréhender si la pratique actuelle de communication des firmes tunisiennes porte une valeur informative pour le marché.

Dans ce qui suit, nous présenterons dans un deuxième titre une revue de la littérature sur la valeur informative des informations financières communiquées sur les investissements immatériels. Ceci nous servira d'assise pour la formulation de nos hypothèses de recherche. La troisième et quatrième section seront consacrées à la présentation de la méthodologie et des résultats de l'étude, respectivement. Enfin, nos conclusions seront formulées dans la cinquième section.

## 2. Revue de la littérature et hypothèses de recherche :

Les investissements intangibles sont devenus un facteur déterminant de la valeur des entreprises dans un environnement caractérisé par la globalisation des marchés, les changements technologiques et le développement de processus et où les connaissances prennent une part grandissante dans les processus de production des entreprises (Garcia-Meca et Martinez, 2007). Les propos de la *ressource-based-view* pointent l'importance des actifs de l'entreprise en général et des actifs intangibles en particulier dans le processus de création de la valeur (Whitwell et al., 2007). Selon cette approche, la manière dont une firme affecte ses ressources, et notamment l'entreprise d'investissements en éléments incorporels, détermine la persistance de ses performances futures. Les résultats des études antérieures témoignent de l'importance de la dématérialisation des ressources des entreprises comme facteur de compétitivité et de performance (Brenner et Rushton, 1989 ; Dhaliwal et Heniger, 1999 ; Bae et Noh, 2001 ; Nakamura, 2001 ; Dilling-Hansen et al., 2003 ; Delgado-gomez et al., 2004 ; Louzzani, 2004 ; Casta et al., 2007). D'ailleurs, cet avantage est souvent perçu par les investisseurs sur les marchés financiers à travers la valorisation des éléments immatériels reconnus dans les comptes sociaux et de groupes des entreprises et/ou des informations communiquées sur ces éléments.

Dans le contexte américain, Megna et Klock (1993) constatent, auprès un échantillon de 11 entreprises américaines sur la période 1997-1990, que l'activation des frais de R&D et des brevets par les entreprises étudiées expliquerait positivement leurs *q de Tobin* mesurant la capitalisation boursière d'une entreprise par rapport à la valeur de remplacement de ses actifs matériels et immatériels, et aboutirait ainsi à une meilleure valorisation de ces entreprises sur le marché. Les mêmes auteurs examinent plus tard (Megna et Klock, 2000) l'évaluation du capital intangible dans l'industrie de télécommunication. L'étude porte sur un échantillon de 14 entreprises durant la période 1984-1993. Quatre composantes du capital intangible sont étudiées : la publicité, la recherche et développement, les licences et le capital de clients. Chacune des quatre composantes est positivement corrélée au *q de Tobin* des entreprises étudiées. Plus récemment, et dans le même ordre d'idées, Gleason et Klock (2006) identifient un lien significativement positif entre les frais de R&D et les dépenses de publicité d'une part, et le *q de Tobin* d'autre part, de 805 entreprises américaines sur une période de 20 ans (1982-2001). De leur côté, Henning et al. (2000) et Churyk (2005) révèlent un lien significatif entre la valeur du goodwill et la valeur de marché de l'entreprise acquéreuse. L'impact positif des informations financières relatives aux investissements sur la valeur de marché des entreprises

a été également montré dans le cadre des études de Chauvin et Hirschey (1994), Lev et Sougiannis (1996), Barth et Karsznik (1999) et de lev et al. (2005).

Les résultats relevés par les études américaines ont été validés dans d'autres contextes empiriques. L'étude de Goodwin et Ahmed (2006), portant sur un échantillon d'entreprises australiennes de 13000 observations (entreprise-année) sur une période de 25 ans à partir de 1975, notent un faible déclin de la valeur informative des bénéfices publiés par les entreprises australiennes. Cependant, cette valeur est améliorée pour les entreprises qui capitalisent leurs dépenses intangibles par rapport à celles qui les comptabilisent en charges. Cazavan-jeny et Jeanjean (2004) étudient la pertinence de la capitalisation des frais de R&D pour les investisseurs sur le marché financier français. L'échantillon de la recherche se compose de 95 entreprises françaises cotées qui communiquent leur montant investi dans les activités de R&D, sur une période de trois ans (1998-2000). Les résultats montrent que la reconnaissance des frais de R&D en tant qu'actif est pertinente dans la mesure où elle influe positivement le rendement boursier des actions. Les résultats permettent aussi de valider l'hypothèse selon laquelle la reconnaissance des frais de R&D en tant que charges véhicule une information négative sur le marché. Aussi, dans le contexte français, Cazavan-jeny (2004) constate un lien significatif entre le montant du goodwill inscrit à l'actif des entreprises étudiées et le ratio *Market-to-book* de ces dernières, ce qui suggère que la valeur comptable du goodwill activé a une valeur informative pour les marchés financiers. De sa part, la recherche de Bouden (2006), auprès d'un échantillon de 30 groupes d'entreprises françaises sur la période 1997-2003, confirme l'hypothèse selon laquelle la reconnaissance des actifs incorporels acquis par voie de regroupement distinctement du goodwill a une valeur informative positive pour le marché.

Néanmoins, et contrairement à ce qui précède, les résultats d'autres recherches infirment les constats des études que nous venons d'exposer. Casta et al. (2007) examinent l'impact des investissements incorporels sur le rendement des titres des entreprises dans le contexte des marchés financiers français, espagnol, britannique et allemand. L'échantillon de l'étude regroupe un total de 2 231 entreprises cotées aux bourses de Paris, Madrid, Londres et Francfort durant la période 1993-2003. Le modèle testé intègre trois composantes de l'investissement immatériel, à savoir, la variation des actifs incorporels et celle du goodwill et le total des investissements en R&D. Les coefficients estimatifs font ressortir, pour l'ensemble des entreprises étudiées, que l'investissement immatériel explique, de manière significative, le rendement des titres. En outre, les auteurs constatent que, globalement, les

investisseurs pénalisent le titre d'une entreprise ayant investi dans le capital immatériel au cours de la période. Par ailleurs, pour un échantillon de 197 entreprises cotées entre 1993 et 2002, Cazavan-jeny et Jeanjean (2006) identifient un impact négatif des informations communiquées sur le capital de R&D par les entreprises françaises sur la valeur des titres de ces dernières.

Les études antérieures portant sur la valeur informative des informations financières relatives aux investissements intangibles pour les marchés financiers trouvent leurs fondements principalement dans les propos de la théorie des signaux et de la théorie d'agence. En effet, dans les relations d'agence qui lient les dirigeants aux autres agents, les premiers, bénéficiant d'un avantage informationnel par rapport aux autres agents, envoient des signaux pour informer les mal ou moins bien informés. Dans cette situation d'asymétrie d'information, les dirigeants auraient intérêt à signaler aux investisseurs l'information privilégiée dont ils disposent sur les caractéristiques de l'activité qu'ils gèrent afin que ces derniers se perçoivent de la qualité de leur gestion et que les actions qu'ils émettent soient évaluées à leur juste prix et qu'ainsi la valeur de l'entreprise soit maximisée. Cependant, pour être crédible, valable et susceptible d'influencer l'estimation de la valeur de la firme par les intervenants externes, un signal devrait entraîner des coûts à une firme et à ses gestionnaires (Trembley et al., 1994).

Les investissements immatériels, correspondent, aussi bien dans l'imaginaire collectif que dans la littérature académique, à des investissements qui permettent de développer la productivité et la compétitivité des entreprises, mais sur lesquels reposent souvent les notions de confidentialité et de secret (Thibierge, 1997, 2001 ; Ding et stolowy, 2003 ; Alcouffe et louzzani, 2003). En conséquence, ces investissements créent des situations d'asymétrie d'information particulièrement aigues entre les dirigeants des entreprises et les tiers où l'information comptable représente une source importante de contrôle pour ces derniers. La signalisation par une firme sur ses investissements incorporels serait à ce titre valorisable et perceptible par les investisseurs pour plusieurs raisons. Tout d'abord, ce signal renseigne sur les performances futures de l'entreprise. Ensuite, il serait difficilement imitable par les autres firmes n'ayant pas engagé de tels investissements dans la mesure où l'entreprise qui informe le marché sur ses activités immatérielles doit s'astreindre à mener à terme ces activités et à concrétiser les performances escomptées. Enfin, la signalisation sur les investissements intangibles engendre des coûts importants pour l'entreprise du fait que les publications concernent des éléments stratégiques.

En conclusion, les précédents constats théoriques et empiriques nous permettent d'avancer notre première hypothèse de recherche selon laquelle :

***H1 : « L'information financière sur le capital immatériel est positivement valorisée par les investisseurs sur le marché financier »***

En outre, nous nous proposons d'étudier l'évaluation que porte les investisseurs pour la dépréciation économique des investissements immatériels. En effet, outre les pertes de valeurs, les amortissements pratiqués sur les actifs incorporels schématisent le rythme de consommation des avantages économiques futurs issus de l'utilisation de ces actifs. En conséquence, nous nous attendons à ce que l'amortissement des actifs incorporels soit négativement corrélé à la valeur du capital intangible. Ceci fera l'objet de notre deuxième hypothèse de recherche selon laquelle :

***H2 : « La dépréciation des actifs incorporels est négativement valorisée par les investisseurs sur le marché financier ».***

### **3. Méthodologie de la recherche :**

#### **3.1. Echantillon et collecte des données :**

La base de sondage de la présente recherche est constituée de 21 entreprises tunisiennes cotées à la BVMT<sup>4</sup> sur une période de quatre années entre 2002 et 2005, et opérant essentiellement dans les secteurs de l'industrie et de services. Les entreprises du secteur financier, telles que les banques, les sociétés de leasing, les sociétés d'assurances..., ont été éliminées de l'échantillon en raison de leurs spécificités comptables<sup>5</sup> et de leurs modes de fonctionnement particuliers. Nous avons également opté pour l'élimination des entreprises qui ont fait leur introduction en bourse au cours de la période d'étude ou une année avant ladite période. Ce choix est motivé par le fait que les entreprises nouvellement cotées à la bourse ont des comportements comptables particuliers et que leur évaluation sur le marché diffère des autres entreprises initialement cotées. En définitive, les hypothèses de recherche seront testées sur un échantillon de 84 observations (entreprise-année) sur la période étudiée.

Pour la collecte des données, nous avons procédé à la consultation des fiches sociétés disponibles sur le site web de la BVMT<sup>6</sup> et celui du Conseil du Marché Financier<sup>7</sup>. Cependant, Nous avons noté que certains états comptables sont incomplets et/ou imprécis ainsi que les capitalisations boursières moyennes des entreprises sur la période d'étude font



défaut. Pour ce, nous avons été amenés à consulter directement certains membres à la direction de la BVMT et du CMF<sup>8</sup> afin de compléter les données manquantes.

### **3.2. Mesure des variables :**

#### **3.2.1. La variable à expliquer : la valorisation par le marché du capital immatériel :**

L'indicateur le plus couramment utilisé dans la littérature pour mesurer la valeur de marché du capital immatériel d'une entité est le *q de Tobin*. Les études antérieures attestent l'importance de cette mesure comme indicateur de la valeur du capital immatériel des entreprises. Ces études ont montré, notamment, une corrélation forte entre le *q de Tobin* et les frais de R&D (Megna et Klock, 1993, 2000 ; Skinner, 1993), les frais de publicité (Gleason et Klock, 2006), le capital intellectuel (Sougiannis, 1994; Whitewell et al., 2007), les brevets (Megna et Klock, 1993) et le capital de clientèle (Ittner et Larcker, 1998).

Le *q de Tobin* est défini comme le rapport entre la valeur de marché d'une firme et la valeur de remplacement de ses actifs. Le *q de Tobin*, présenté par Tobin J. (1969), correspond ainsi au ratio suivant :

$$q_t = MV_t / RC(A_t)$$

où :  $MV_t$  : représente la valeur de marché de l'entreprise  $t$  (Market Value), constituée par la somme de la valeur de marché de ses capitaux propres et celle de ses dettes ;

$RC(A_t)$  : représente la valeur de remplacement des actifs de l'entreprise (Remplacement Cost).

Le *q de Tobin* rapporte ainsi une valeur de marché à une valeur économique du patrimoine d'une entreprise. Lorsque ces deux valeurs sont différentes, le *q de Tobin* est différent de 1, ce que présente la majorité des cas. Cette situation a fait l'objet de différentes interprétations :

- Tobin (1969) considère que cette situation indique un déséquilibre, et donc elle traduit des opportunités d'investissements et de désinvestissements profitables. Cette position est soutenue dans les travaux de Myers (1977), Moussou et Thibierge (1996)<sup>9</sup> et Mattoussi et Zemzem (2003) en considérant que la valeur de marché d'une entreprise comme étant fonction de la valeur de ses opportunités d'investissements.
- Teece et al. (1994) précisent que la valeur du *q de Tobin* peut refléter la compétence technique et organisationnelle d'une firme, c'est-à-dire, ses actifs distinctifs spécifiques.

L'existence d'une compétence technique et organisationnelle explique pourquoi les actifs en place produisent plus de profits lorsqu'ils sont gérés par une entreprise que par d'autres.

- Delgado-gomez et al. (2004) concluent que le ratio du *q de Tobin* est non seulement une approximation des ressources intangibles d'une entreprise mais il est également meilleur que toutes les autres variables utilisées dans la littérature pour mesurer la valeur des éléments immatériels. Il reflète non seulement la valeur des dépenses en R&D et celle des dépenses de publicité mais également les avantages qui viennent de la connaissance, l'expérience, les ressources humaines, la structure organisationnelle et d'autres dépenses immatérielles. Cette position, d'ailleurs la plus soutenue dans la littérature (Lindenberg et Ross, 1981 ; Thihierge, 1997, 2001 ; Megna et Klock, 1993 ; 2000 ; Delgado-gomez et al., 2004 ; Gleason et Klock, 2006), retient que le *q de Tobin* indique et le potentiel d'avantages économiques futurs des actifs incorporels comptables et la présence d'éléments incorporels non reconnus par la comptabilité, et qui contribuent à la valeur de marché de l'entreprise.

Nous essayerons donc, dans la présente recherche, d'utiliser le *q de Tobin* comme mesure pour refléter la valorisation des investissements immatériels des entreprises tunisiennes cotées sur la BVMT. Toutefois, il est à noter que, malgré son importance et son adéquation pour l'estimation des ressources incorporelles, le *q de Tobin* pose, dans sa mise en œuvre différents problèmes méthodologiques. D'abord, la valeur de ce ratio dépend fortement des méthodes d'enregistrement comptables retenues par les entreprises. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, deux entreprises effectuant des mêmes dépenses immatérielles, et disposant à ce titre du choix comptable entre enregistrement en charges ou activation, n'auront pas le même *q de Tobin* lorsque l'une active ces dépenses au bilan et l'autre ne le fait pas (Lindenberg et Ross, 1981). En ce sens, l'entreprise optant pour l'activation de ces dépenses au bilan aura un *q de Tobin* plus faible que l'entreprise qui les comptabilise en charges. Cet inconvénient risque ainsi de créer un biais méthodologique lorsque les normes comptables offrent une latitude importante pour les dirigeants dans l'enregistrement de leurs dépenses immatérielles ou lorsque ces dépenses représentent une part importante de la politique d'investissement des entreprises. Ensuite, l'estimation des paramètres du *q de Tobin* (valeur de marché, coût de remplacement), tel que défini par James Tobin (1969), est une entreprise très délicate et dépend fortement de la disponibilité d'informations très détaillées sur le patrimoine et les caractéristiques des entreprises.

Dans le contexte de la présente étude, les informations publiées par les entreprises tunisiennes ne permettent pas de déterminer la valeur de marché de la dette ni la valeur de remplacement

des actifs. Pour cela, nous utilisons une approximation du *q de Tobin* en remplaçant les dites valeurs par leurs valeurs comptables. En revanche, la valeur des capitaux propres est mesurée par la valorisation boursière des titres à la BVMT. Le *q de Tobin* est ainsi déterminé comme suit :

$$Q \text{ de Tobin} = \frac{\text{Valeur de marché des capitaux propres} + \text{Valeur comptable de la dette}}{\text{Valeur comptable de l'actif économique}}$$

Cette approximation a été couramment utilisée dans la littérature empirique en comptabilité et en finance. L'efficacité de cette approximation a été démontrée par Chung et Pruitt (1994). Les auteurs utilisent une base de données développée par le NBER<sup>10</sup> sur les entreprises au secteur industriel aux Etats-Unis sur les années 1978 à 1987, et calculent notamment des *vrais*<sup>11</sup> *q de Tobin*. Leur étude montre que l'approximation du *q de Tobin* utilisant les valeurs comptables de la dette et des actifs, explique au moins 96.6 % des *vrais q*. Depuis, diverses études ont utilisé le *q de Tobin* ajusté aux valeurs comptables comme un *proxy* pour le *vrai q de Tobin* (Landsman & Shapiro, 1995 ; Thibierge, 1997, 2001 ; Delgado-gomez et al., 2004 ; Arcelus et al., 2005 ; Turki et al., 2006).

Enfin, reste à déterminer sur quelles périodes les paramètres du *q de Tobin* seront mesurés. En d'autres termes, il s'agit de définir la période de prise en compte de la capitalisation boursière d'une entreprise donnée ainsi que des valeurs comptables de la dette et de l'actif économique. Bien évidemment, pour mesurer la valeur du *q de Tobin* d'une entreprise sur l'exercice N, la valeur comptable de la dette et celle de l'actif économique seront déterminées à partir des états financiers présentés à la clôture de cet exercice. Seulement, la période de prise en compte de la valeur de marché nécessite à être déterminée compte tenu de certaines spécificités. En effet, dans la pratique des entreprises, les états financiers d'un exercice comptable sont publiés au cours de l'exercice suivant. Ainsi, pour mesurer la valeur du *q de Tobin* d'une entreprise sur l'exercice N, nous avons opté pour l'utilisation de la capitalisation boursière moyenne de l'entreprise sur l'exercice N+1. Ce choix se justifie également par le besoin d'appréhender les réactions des investisseurs, non pas à des dates ponctuelles, mais sur une période étendue d'observation.

### 3.2.2. Les variables explicatives :

Afin de tester la première hypothèse de notre recherche, le montant des investissements immatériels capitalisés sera utilisé comme une variable explicative de la valorisation par le marché du capital immatériel. On s'attend à ce que les montants des actifs incorporels affichés par les entreprises cotées à la BVMT soient positivement corrélés au *q de Tobin*, utilisé comme mesure de l'évaluation des investissements incorporels. Le montant du capital immatériel activé sera mesuré par le ratio suivant :

$$INCIB/AC = \frac{\text{Immobilisations incorporelles} + \text{charges à répartir} + \text{Frais préliminaires}}{\text{Actif comptable}}$$

Ensuite, afin de tester la validité de nos prédictions formulées dans la deuxième hypothèse de cette recherche, nous faisons intervenir deux autres variables explicatives, *INCI/AC* et *AMORT/AC*, traduisant respectivement la proportion des actifs immatériels nette (c'est-à-dire la proportion de la valeur comptable nette des actifs incorporels) et la proportion des amortissements constatés sur les investissements intangibles activés dans le total actif.

### 3.2.3. Les variables de contrôle :

#### a. La taille :

La variable taille a été souvent utilisée comme variable de contrôle dans les études portant sur la valorisation économique du capital immatériel (Thiberge, 1997, 2001 ; Henning et al., 2000, Cazavan-jeny, 2004 ; Delgado-gomez et al., 2004 ; Louzzani, 2004 ; Villalonga, 2004 ; Arcelus et al., 2005 ; Bouden, 2006 ; Casta et al., 2007). D'ailleurs, la plupart de ces études relèvent une association significative entre la taille et la valeur de marché des entreprises étudiées et celle des investissements immatériels.

Dans notre étude, Nous faisons appel à deux approximations de la taille de l'entreprise ; le logarithme décimal de l'actif comptable hors actifs incorporels et du total chiffre d'affaires de l'entreprise :

« *L-AK* » : le logarithme décimal de l'actif comptable ;

« *L-CA* » : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires hors taxes.

## **b. La performance financière :**

La performance financière est un indicateur très suivi par les investisseurs et les autres utilisateurs de l'information comptable. En ce sens, il constitue un déterminant important dans l'explication des décisions d'investissement et de financement, et nécessite ainsi à être appréhendé comme facteur dominant dans l'explication des variations de la valeur de marché des entreprises. Cazavan-jeny (2004), Casta et al. (2007) ainsi que Bouden (2006) font ainsi inclure la performance financière comme variable de contrôle dans leurs modèles explicatifs de la valorisation économique des éléments intangibles. Ceci nous conduit à utiliser cette variable comme deuxième variable de contrôle afin de mieux appréhender l'évaluation par le marché tunisien des actifs incorporels des entreprises. La performance des entreprises de l'étude sera mesurée, dans une approche économique, par le ratio *Return On Assets* « **ROA** » :

$$\text{« ROA »} = \text{résultat net} / \text{total actif.}$$

## **3.3. Modèle de l'étude et méthodes d'analyse des données :**

La présente recherche a pour objectif d'étudier la valeur informative des informations financières sur les investissements immatériels. Aux termes de la présentation des mesures des variables étudiées, le modèle testé s'articule comme suit :

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INCI/AC}_{it} + \alpha_2 \text{INCIB/AC}_{it} + \alpha_3 \text{AMORT/AC}_{it} + \alpha_4 \text{ROA}_{it} + \alpha_5 \text{L-CA}_{it} + \alpha_6 \text{L-AK}_{it} + \varepsilon.$$

Avec, pour variable endogène :

$\underline{Q}$  : Le  $q$  de Tobin (ajusté aux valeurs comptables) ;

Pour variables d'intérêt :

$\underline{\text{INCI/AC}}$  : la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

$\underline{\text{INCIB/AC}}$  : la proportion des actifs incorporels hors amortissement (proportion de la valeur brute des actifs incorporels) dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

$\underline{\text{AMORT/AC}}$  : la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

$\underline{\text{ROA}}$  : le rendement de l'actif ;

$\underline{\text{L-CA}}$  : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise ;

$\underline{\text{L-AK}}$  : le logarithme décimal de l'actif comptable hors actifs incorporels.

L'analyse multivariée sera complétée tout d'abord par une analyse univariée exposant les caractéristiques des entreprises étudiées (moyenne et écart type des variables de l'étude). Ensuite, nous étudierons les corrélations bivariées entre les différentes variables de la recherche. Pour ce faire, nous recourons au test non paramétrique de Spearman. Ceci nous permettra, entre autres, d'identifier les variables explicatives à fortes corrélations entre elles afin d'écarter les problèmes de multicollinéarité.

## 4. Résultats empiriques :

### 4.1. Résultats de l'analyse univariée :

Les caractéristiques de l'échantillon des entreprises cotées sont présentées au niveau du tableau 1. Ce dernier expose les moyennes et écart types des variables caractéristiques des entreprises de l'échantillon.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des entreprises de l'échantillon**

<u>Variable</u>	<u>N</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Ecart type</u>
<b>Q</b>	84	1.3610	0.6643
<b>INCI / AC</b>	84	0.0226	0.0373
<b>INCIB / AC</b>	84	0.0383	0.0524
<b>AMORT / AC</b>	84	0.0158	0.0218
<b>ROA</b>	84	0.0404	0.0735
<b>L-CA</b>	84	7.5153	0.6109
<b>L-AK</b>	84	7.7675	0.3792

Avec :

**Q** : Le q de Tobin (ajusté aux valeurs comptables) ;

**INCI/AC** : la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**INCIB/AC** : la proportion des actifs incorporels hors amortissement (proportion de la valeur brute des actifs incorporels) dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**AMORT/AC** : la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**ROA** : le rendement de l'actif ;

**L-CA** : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise ;

**L-AK** : le logarithme décimal de l'actif comptable ;

**N** : nombre d'observations ;

Les résultats montrent une la moyenne des *q de Tobin* de « 1.361 ». Ceci indique que les entreprises tunisiennes cotées affichent une valeur sur le marché d'en moyenne 1.36 fois supérieure à leurs valeurs comptables. L'observation de la valeur moyenne du *q de Tobin* suscite certaines réflexions. Tout d'abord, ce résultat évoque les limites et les critiques reprochées à la méthode du coût historique adoptée par le Système Comptable des Entreprises en Tunisie, selon laquelle les biens et services acquis par l'entité sont en règle générale comptabilisés à leur coût de transaction, soit le montant effectivement payé ou dû. Les valeurs initialement enregistrées sont ensuite *figées* et diminuées des éventuels amortissements, provisions et réductions de valeur. La valeur moyenne des *q de Tobin* (1.361) évoque ainsi la limite principale de la méthode de valorisation au coût historique selon laquelle cette méthode ne permet pas de refléter la réalité de la valeur de l'entreprise. C'est ainsi, qu'afin de pallier aux insuffisances de la valorisation comptable des biens selon la méthode du coût historique, les normes comptables internationales (IAS/IFRS), dans leur nouvelle version, prévoient une méthode alternative pour l'évaluation des biens et services des entreprises : l'évaluation à la juste valeur.

Ensuite, la différence entre la valeur du *q de Tobin* et les valeurs comptables des entreprises est interprétée de différentes façons dans la littérature. L'interprétation la plus soutenue retient qu'un *q de Tobin* supérieur à « 1 » reflète l'existence d'éléments incorporels non reconnus par la comptabilité, et qui contribuent à la valeur de marché de l'entreprise. Ceci évoque une deuxième limite des règles de comptabilisation des immatériels, prévoyant que lesdites règles ne permettent pas de reconnaître l'essentiel des investissements intangibles comme des capitaux distincts et amenant ainsi à leur comptabilisation en charges. Il est toutefois à noter que dans le cadre de la présente étude, le *q de Tobin* retenu est celui ajusté aux valeurs comptables, et ce compte tenu de la difficulté d'observation de la valeur de remplacement des éléments d'actifs et de passifs des entreprises. En ce sens, la valeur du *q de Tobin* nécessite à être interprétée compte tenu de la différence entre les valeurs comptables des éléments d'actifs et de passifs et les justes valeurs de ces derniers.

Par ailleurs, les actifs incorporels nets représentent en moyenne « 2.26% » du total actif. La valeur brute des éléments intangibles activés au bilan représente en moyenne « 3.83% » de l'ensemble des éléments d'actif. Nous enregistrons également une moyenne de « 1.58% » pour la proportion des amortissements constatés sur les investissements intangibles activés dans le total actif des états financiers individuels des entreprises. Ces valeurs peuvent indiquer que les entreprises tunisiennes cotées investissent peu en éléments immatériels. Les faibles

moyennes notées pour les actifs incorporels peuvent également indiquer qu'une faible proportion des dépenses en éléments intangibles entreprises par les sociétés tunisiennes cotées fait l'objet d'une activation au niveau du bilan.

Notre investigation a porté ensuite sur l'étude de l'évolution des caractéristiques des entreprises étudiées sur la période recherche (2002-2005). L'examen des évolutions des statistiques descriptives permet en effet de mieux appréhender les évolutions des caractéristiques des entreprises de l'échantillon tout au long de la période étudiée. Les statistiques recensées sont présentées au niveau du tableau 2.

**Tableau 2 : Evolution des statistiques descriptives de l'échantillon des entreprises cotées à la BVMT sur la période d'étude (2002-2005)**

Variables		N	2002	2003	2004	2005
<b>Q</b>	m	21	1.2402	1.2580	1.3600	1.5858
	$\sigma$	21	0.6672	0.5792	0.6090	0.7747
<b>INCI/AC</b>	m	21	0.0264	0.0243	0.0214	0.0184
	$\sigma$	21	0.0441	0.0386	0.0349	0.0328
<b>INCIB / AC</b>	m	21	0.0332	0.0372	0.0397	0.0429
	$\sigma$	21	0.0538	0.0518	0.0521	0.0549
<b>AMORT / AC</b>	m	21	0.0077	0.0129	0.0183	0.0245
	$\sigma$	21	0.0116	0.0156	0.0223	0.0305
<b>ROA</b>	m	21	0.0531	0.0394	0.0355	0.0333
	$\sigma$	21	0.0634	0.0731	0.0672	0.0911
<b>L-CA</b>	m	21	7.5224	7.5211	7.4258	7.5918
	$\sigma$	21	0.5179	0.5211	0.8278	0.5560
<b>L-AK</b>	m	21	7.7374	7.7656	7.7782	7.7886
	$\sigma$	21	0.3906	0.3827	0.3827	0.3868

Les résultats montrent une évolution positive du ratio INCIB/AC indiquant la proportion des actifs incorporels bruts dans le total actif des états financiers individuels des entreprises. Ce ratio est passé de « 3.32% » en 2002 à « 3.72% » en 2003, puis à « 3.97% » en 2004 et enfin à « 3.89% » en 2005. Les investissements immatériels bruts accumulés par les entreprises tunisiennes augmentent ainsi sur la période d'étude. Parallèlement, l'amortissement comptabilisé pour ces actifs est une fonction croissante du temps. A cet effet, nous notons que



l'investissement immatériel net est en décroissance sur la période d'observation. Cette dernière est passée de « 2.64% » en 2002 à « 2.43% » en 2003 et à « 2.14% » en 2004 et enfin à « 1.84% » en 2005, ce qui indique aussi que l'investissement marginal en éléments immatériels ne permet pas de contourner l'effet de l'amortissement pratiqué.

Ensuite, et corollairement à l'augmentation de la proportion des actifs incorporels bruts dans le total actif des états financiers individuels des entreprises, le *q de Tobin* enregistre une augmentation continue sur la période d'étude (1.24, 1.26, 1.36, 1.58), ce qui pourrait impliquer que les investisseurs sur le marché financier tunisien sont influencés par l'importance des informations communiquées par les entreprises sur leurs investissements intangibles. Les investissements en éléments immatériels, sont en effet représentatifs de performances futures pour les entreprises qui les engagent (Dhaliwal et Heniger, 1999 ; Bae et Noh, 2001 ; Nakamura, 2001 ; Louzzani, 2004 ; Villalonga, 2004 ; Charfi, 2006; Casta et al., 2007 ). Ces performances seraient perceptibles par les investisseurs sur les marchés boursiers et les analystes financiers qui les conseillent.

## **4.2. Résultats de l'analyse bivariée :**

### **4.2.1. Q de Tobin et variables du modèle :**

Le tableau 3 qui suit présente les corrélations bivariées entre le *q de Tobin* et chacune des variables explicatives du modèle d'estimation de l'évaluation des investissements immatériels activés au niveau des comptes sociaux des entreprises tunisiennes. Les résultats relevés proviennent de l'application de la matrice de corrélation de Spearman.

Les résultats relèvent tout d'abord des corrélations non significatives entre d'une part, les variables INCI/AC (-0.057) et INCIB/AC (-0.0986), représentant respectivement la proportion des actifs incorporels nets et bruts dans le total actif des états financiers individuels des entreprises, et d'autre part, l'évaluation des éléments immatériels sur le marché boursier tunisien (*q de Tobin*). La valeur informationnelle des investissements immatériels activés serait ainsi non significative et non valorisable par le marché. Aussi, et contrairement à nos prédictions, l'activation des investissements immatériels aurait un faible impact négatif sur la valeur des entreprises. Le même résultat (corrélation négative et non significative) est relevé pour l'amortissement des actifs incorporels. Ceci semble réfuter nos prédictions relatives à la valeur informative des informations communiquées sur les investissements immatériels dans les comptes individuels. Toutefois, l'interprétation de telles corrélations reste sujette à caution puisque les corrélations relevées sont très faibles et non significatives. En outre, une analyse

bivariée entre le *q de Tobin* et les variables explicatives du modèle reste insuffisante du fait que l'étude des corrélations bivariées ne tient compte que des effets des deux variables testées. En ce sens, elle ne permet pas d'inclure les effets simultanés des autres variables de l'étude, notamment les variables de contrôle.

**Tableau 3 : Résultats des corrélations bivariées entre le q de Tobin et les variables de contingence**

<u>Variable</u>	<u>N</u>	<u>Q</u>	<u>significativité</u>
INCI/AC	84	(0.0570)	0.606 <sup>ns</sup>
INCIB/AC	84	(0.0986)	0.372 <sup>ns</sup>
AMORT/AC	84	(0.0186)	0.870 <sup>ns</sup>
ROA	84	0.5062	0.000 <sup>***</sup>
L-CA	84	0.1225	0.267 <sup>ns</sup>
L-AK	84	0.0878	0.427 <sup>ns</sup>

Avec :

**Q** : Le q de Tobin (ajusté aux valeurs comptables) ;

**INCI/AC** : la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**INCIB/AC** : la proportion des actifs incorporels hors amortissement (proportion de la valeur brute des actifs incorporels) dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**AMORT/AC** : la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**ROA** : le rendement de l'actif ;

**L-CA** : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise ;

**L-AK** : le logarithme décimal de l'actif comptable ;

**\*\*\*** : La corrélation est significative à un niveau de 1% ;

**ns** : La corrélation n'est pas significative

**N** : nombre d'observations ;

*Les valeurs entre parenthèses correspondent à des corrélations négatives.*

Par ailleurs, les résultats montrent une influence de la variable *Return On Assets* (ROA) sur le *q de Tobin*. Cette variable a en effet un impact positif et significatif au seuil de 1% sur le *q de Tobin*. Les actions des entreprises les plus profitables sont en ce sens les plus demandées et les mieux valorisées sur le marché tunisien. Les utilisateurs de l'information financière sur le marché financier préfèrent ainsi investir dans les entreprises rentables permettant la réalisation de profits futurs par des distributions potentielles de dividendes ou par l'augmentation

probable de la valeur des actions acquises. Des résultats similaires ont été démontrés sur le marché français (Cazavan-jeny, 2004), britannique et espagnol (Casta et al., 2007)

Enfin, aucune corrélation significative n'a été relevée entre d'une part, le *q de Tobin* des entreprises tunisiennes et d'autre part, la taille de ces entreprises, mesurée par les variables L-CA (0.1225) et L-AK (0.0878) représentant le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise et de son actif comptable, respectivement. Par ailleurs, les coefficients de corrélation relevés sont positifs. Ceci reflète que les entreprises de grande taille sont les plus valorisées sur le marché financier.

#### **4.2.2. Autres résultats :**

Ce titre examine les corrélations entre les différentes variables endogènes du modèle d'estimation de l'évaluation des investissements immatériels activés au niveau des états financiers individuels des entreprises tunisiennes. Les résultats des corrélations de Spearman sont exposés au niveau du tableau 4.

Les résultats montrent des corrélations positives et significatives entre les proportions nettes (INCI/AC) et brutes (INCIB/AC) des actifs incorporels et la proportion de la somme des amortissements pratiqués sur ces éléments dans le total actif comptable (AMORT/AC). Ces résultats pourraient être prévisibles puisque les amortissements des actifs intangibles sont pratiqués sur les montants bruts de ces derniers et les valeurs nettes des investissements immatériels activés sont fonction de leurs montants bruts et de leurs amortissements. Toutefois, ce qui serait intéressant dans cette étude des corrélations, c'est d'identifier les variables qui ne peuvent être introduites dans le même modèle d'estimation lors de l'analyse multivariée de l'évaluation des éléments incorporels.

Ensuite, les corrélations bivariées entre les variables de contrôle du premier modèle d'estimation notent une importante association positive et significative entre les variables mesurant la taille des entreprises, à savoir le logarithme décimal du chiffre d'affaire et celui du total actif comptable (0.737). Par ailleurs, aucune association significative n'est relevée entre la performance financière des entreprises et leurs tailles. Les associations sont en outre positives pour le logarithme du chiffre d'affaires et négatives pour le logarithme de l'actif comptable. Ceci suggère que les performances financières affichées par les entreprises tunisiennes ne dépendent pas de leurs tailles.

**Tableau 4 : Résultats des corrélations bivariées entre les variables indépendantes du modèle**

<b>Variable</b>	<b>N</b>		<b>INCIB/AC</b>	<b>INCI/AC</b>	<b>AMORT/AC</b>	<b>ROA</b>	<b>L-CA</b>	<b>L-AK</b>
<b>INCIB/AC</b>	84	<u>S</u>						
	84	<u>Sig</u>						
<b>INCI/AC</b>	84	<u>S</u>	0.894					
	84	<u>Sig</u>	0.000 ***					
<b>AMORT/AC</b>	84	<u>S</u>	0.820	0.739				
	84	<u>Sig</u>	0.000 ***	0.000 ***				
<b>ROA</b>	84	<u>S</u>	(0.509)	(0.425)	(0.403)			
	84	<u>Sig</u>	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***			
<b>L-CA</b>	84	<u>S</u>	0.137	0.268	(0.077)	0.038		
	84	<u>Sig</u>	0.213 ns	0.013 **	0.488 ns	0.730 ns		
<b>L-AK</b>	84	<u>S</u>	0.288	0.402	0.073	(0.143)	0.737	
	84	<u>Sig</u>	0.008 ***	0.000 ***	0.508 ns	0.193 ns	0.000 ***	

**Avec :**

**INCI/AC** : la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**INCIB/AC** : la proportion des actifs incorporels hors amortissement (proportion de la valeur brute des actifs incorporels) dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**AMORT/AC** : la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

**ROA** : le rendement de l'actif ;

**L-CA** : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise ;

**L-AK** : le logarithme décimal de l'actif comptable ;

**S** : le coefficient de corrélation de Spearman ;

**Sig** : le degré de significativité des coefficients de corrélation ;

**\*\*** : la corrélation est significative à un niveau de 5% ;

**\*\*\*** : la corrélation est significative à un niveau de 1% ;

**ns** : La corrélation n'est pas significative.

**N** : nombre d'observations ;

*Les valeurs entre parenthèses correspondent à des corrélations négatives.*

Enfin, les résultats du tableau 4 permettent d'avancer des constats pour le compte d'une étude des choix de comptabilisation des investissements immatériels. Nous relevons à ce titre des corrélations positives entre la taille des entreprises (L-CA, L-AK) et les montants des investissements immatériels activés au niveau de leurs comptes individuels (INCI/AC, INCIB/AC). Cependant, seules les associations entre L-AK d'un côté et INCI/AC (0.402) et INCIB/AC (0.288) d'autre côté et entre L-CA et INCI/AC (0.268) sont significatives. De sa part, la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif n'affiche aucune relation significative avec les variables taille. Les entreprises de grandes tailles seraient ainsi les plus susceptibles d'activer leurs dépenses immatérielles, à la différence des

entreprises de tailles moins importantes qui ont tendance à les comptabiliser en charges. Ces propos infirment l'hypothèse des coûts politiques de la théorie positive de la comptabilité (Watts et Zimmerman, 1978) prévoyant que les entreprises les plus grandes choisissent les choix comptables qui diminuent le plus leurs résultats afin de réduire leur visibilité politique.

La matrice des corrélations identifie en outre des associations négatives et significatives entre le degré d'intangibilité des actifs des entreprises (INCI/AC, INCIB/AC, AMORT/AC) et leur rendement de l'actif (ROA). Ceci montre que les entreprises les moins performantes sont celles qui optent le plus à l'activation de leurs dépenses incorporelles. Les sociétés les moins performantes cherchent ainsi à présenter une image plus flatteuse de leur situation en optant pour l'activation de leurs dépenses immatérielles au bilan et à bénéficier de leur avantage informatif.

#### **4.3. Résultats de l'analyse multivariée :**

Compte tenu des observations formulées au niveau de l'analyse bivariée entre les variables de la recherche, nous procédons tout d'abord à la spécification des équations à étudier de notre modèle estimatif. Nous procédons également, dans ce premier volet, à une analyse partielle des modèles définis en exposant la démarche statistique entreprise pour tenir compte des spécificités de chaque modèle et de la nature des variables utilisées ainsi que ses résultats. Ceci nous mènera ensuite à l'estimation définitive des modèles tels que définis précédemment et à l'interprétation des résultats.

##### **4.3.1. Définition et analyse partielle des équations du modèle d'étude :**

L'analyse bivariée nous a permis d'identifier les corrélations significatives entre les variables indépendantes de notre modèle d'estimation, ainsi que l'importance de ces dernières. Notre première investigation consiste à éviter que les variables présentant de fortes corrélations entre elles ne soient étudiées dans le même modèle, et ce afin d'éviter les éventuels problèmes de multicolinéarité. Les corrélations les plus importantes telles que mesurées au niveau de la deuxième section, et qui sont susceptibles de causer de tels problèmes, sont celles relevées entre les variables INCIB/AC et INCI/AC, INCIB/AC et AMORT et entre L-CA et L-AK. Pour ce, les trois variables représentatives des immatériels dans les états financiers individuels des entreprises tunisiennes seront étudiées séparément dans trois sous-modèles du modèle. Nous éviterons également que les variables de taille (L-CA et L-AK) ne soient intégrées simultanément dans le même modèle. En définitive, six équations seront testées :

$$\text{Modèle M 1 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ INCB/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-CA}_{it} + \varepsilon.$$

$$\text{Modèle M 2 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ INCB/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-AK}_{it} + \varepsilon.$$

$$\text{Modèle M 3 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ INCI/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-CA}_{it} + \varepsilon.$$

$$\text{Modèle M 4 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ INCI/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-AK}_{it} + \varepsilon.$$

$$\text{Modèle M 5 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ AMORT/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-CA}_{it} + \varepsilon.$$

$$\text{Modèle M 6 : } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ AMORT/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ ROA}_{it} + \alpha_3 \text{ L-AK}_{it} + \varepsilon.$$

Rappelons ensuite que notre étude porte sur un échantillon d'entreprises tunisiennes observées sur une période de 4 années, ce qui, par définition, conduit à estimer les six modèles définis ci-dessus sur des données de panel. Ces dernières procurent l'avantage de pouvoir prendre en compte les effets individuels des entreprises et périodes étudiées, lorsqu'une telle possibilité est démontrée. Cette double dimension permet de tenir compte de l'influence de caractéristiques non observables des individus sur leurs comportements, dès lors que celles-ci restent stables dans le temps (Sevestre, 2002, p.3). Il convient alors de déterminer si les effets individuels des entreprises de l'échantillon ont un impact significatif sur les résultats du modèle étudié.

Pour les six équations estimatives définies ci-dessus, les tests de Fisher entrepris pour l'identification des effets individuels relèvent des degrés de significativité de « 0.000 », ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle ( $H_0 : \beta_i = 0$ )<sup>12</sup> et de confirmer l'existence d'effets individuels significatifs. Ensuite, les résultats du test d'Hausman, pour la détermination de la nature des effets identifiés montrent que ces effets sont fixes pour les six modèles. En effet, les degrés de significativité des tests de Chi 2 obtenus pour les modèles M 1, M 2, M 3, M 4, M 5 et M 6 sont respectivement de « 0.0026 », « 0.0216 », « 0.0006 », « 0.0000 », « 0.0004 » et de « 0.000 ».

Par ailleurs, nous testons l'existence d'un problème d'hétéroscédasticité dans chacun des modèles étudiés. Un test approprié à cet effet est celui Breusch-Pagan (Sevestre, 2002). L'hypothèse nulle de ce test conclut à l'absence d'hétéroscédasticité. Le test de Breusch-Pagan utilise une statistique de Fisher. Les résultats de ce test donnent des statistiques de Fisher significatives à un seuil de 1%, ce qui permet de conclure à l'existence d'hétéroscédasticité. A cet effet, nous tenons compte de ce problème compte dans la suite lors de la spécification des commandes pour la régression de nos modèles à effets individuels fixes.

La suite de notre étude de l'évaluation des investissements immatériels comptabilisés dans les états financiers individuels des entreprises tunisiennes sera consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats obtenus de l'estimation des six modèles de l'étude.

#### **4.3.2. Présentation et interprétation des résultats :**

Les résultats de l'estimation des modèles M 1, M 2, M 3, M 4, M 5 et M 6, sont présentés dans le tableau 5. Les résultats des régressions du *q de Tobin* sur les variables explicatives de chaque modèle montrent tout d'abord, des statistiques de Fisher relatives pour chaque estimation avec une significativité au seuil de 1%. Ce qui indique une bonne qualité d'ajustement des modèles estimés. Ensuite, les valeurs des R<sup>2</sup> ajustés<sup>13</sup>, mesurant La proportion de la variation de la variable dépendante qui est expliquée par les variables dépendantes dans les six modèles estimés sont de l'ordre de 0.78, ce qui tranche en faveur d'une bonne prédiction associée à nos modèles. En effet, à titre d'exemple, la régression M1 est capable de prédire dans 78.2% des cas la valeur du q de Tobin sachant la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises, le rendement de l'actif, la taille de l'entreprise représentée par le logarithme décimal du chiffre d'affaires hors taxes et enfin les caractéristiques individuelles des entreprises.

Les résultats du premier modèle M 1 montrent que seule la proportion de l'actif brut dans le total actif contribue significativement et positivement à l'explication du *q de Tobin*. L'introduction de la variable L-AK au lieu de L-CA, au niveau du modèle M 2 a fait que cet impact est devenu non significatif. Toutefois, le résultat du test garde le même signe. Ceci montre que les investisseurs sur le marché financier ont tendance à apprécier et à valoriser positivement l'information financière communiquée sur la masse brute de l'investissement immatériel engagée par les entreprises. Le montant activé au niveau des états financiers des entreprises tunisiennes contribue ainsi positivement à l'explication de l'évaluation par les investisseurs de ces éléments, ce qui confirme notre première hypothèse de recherche. Ce résultat corrobore les résultats des études antérieures menées dans d'autres contextes empiriques. Ceci est l'exemple des études de Megna et Klock (1993, 2000) et de Gleason et Klock (2006) qui identifient des corrélations significatives et positives entre les composantes retenus du capital immatériel des entreprises américaines et leur *q de Tobin*. Des résultats similaires sont relevés par Zaho (2002) en étudiant la pertinence des informations fournies sur les frais de R&D en grande Bretagne, en France, en Allemagne et aux Etats-Unis. Enfin, les résultats obtenus sont vérifiés dans le contexte français par Matoussi et Zemzem (2003).

**Tableau 5 : Résultats de la régression des modèles explicatifs de l'évaluation des investissements immatériels des comptes individuels**

Variables	N		M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 6
INCIB/AC	84	$\alpha$	2.01	1.25	NI	NI	NI	NI
	84	Sig	0.049 **	0.217 <sup>ns</sup>				
INCI/AC	84	$\alpha$	NI	NI	(2.08)	(1.18)	NI	NI
	84	Sig			0.042 **	0.244 <sup>ns</sup>		
AMORT/AC	84	$\alpha$	NI	NI	NI	NI	1.21	1.29
	84	Sig					0.066 *	0.203 <sup>ns</sup>
ROA	84	$\alpha$	(0.78)	(0.70)	(0.93)	(0.84)	(0.75)	(0.75)
	84	Sig	0.436 <sup>ns</sup>	0.484 <sup>ns</sup>	0.359 <sup>ns</sup>	0.405 <sup>ns</sup>	0.454 <sup>ns</sup>	0.485 <sup>ns</sup>
L-CA	84	$\alpha$	(0.08)	NI	(0.26)	NI	(0.19)	NI
	84	Sig	0.940 <sup>ns</sup>		0.798 <sup>ns</sup>		0.848 <sup>ns</sup>	
L-AK	84	$\alpha$	NI	1.73	NI	1.75	NI	1.67
	84	Sig		0.089 *		0.085 *		0.099 *
Constante	84	$\alpha$	0.78	(1.61)	1.31	(1.59)	1.11	(1.53)
	84	Sig	0.439 <sup>ns</sup>	0.112 <sup>ns</sup>	0.194 <sup>ns</sup>	0.118 <sup>ns</sup>	0.269 <sup>ns</sup>	0.130 <sup>ns</sup>
F	84	$\alpha$	49.86	61.57	46.83	53.21	52.35	56.89
	84	Sig	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***
R2 ajusté	84		0.782	0.791	0.782	0.789	0.784	0.792
	84							

Résultats de l'estimation des modèle (M 1), (M 2), (M 3), (M 4), (M 5) et (M 6), avec :

Modèle M 1 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INCB/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-CA}_{it} + \varepsilon$ .

Modèle M 2 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INCB/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-AK}_{it} + \varepsilon$ .

Modèle M 3 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INCI/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-CA}_{it} + \varepsilon$ .

Modèle M 4 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INCI/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-AK}_{it} + \varepsilon$ .

Modèle M 5 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AMORT/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-CA}_{it} + \varepsilon$ .

Modèle M 6 :  $Q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AMORT/AC}_{it} + \alpha_2 \text{ROA}_{it} + \alpha_3 \text{L-AK}_{it} + \varepsilon$ .



---

Avec, pour variable endogène :

Q : Le *q* de Tobin (ajusté aux valeurs comptables) ;

Pour variables d'intérêt :

INCI/AC : la proportion des actifs incorporels nets dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

INCIB/AC : la proportion des actifs incorporels hors amortissement (proportion de la valeur brute des actifs incorporels) dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

AMORT/AC : la proportion des amortissements des actifs intangibles dans le total actif des états financiers individuels des entreprises ;

ROA : le rendement de l'actif ;

L-CA : le logarithme décimal du total du chiffre d'affaires de l'entreprise ;

L-AK : le logarithme décimal de l'actif comptable hors actifs incorporels.

\*\*\* : La corrélation est significative à un niveau de 1% ;

\*\* : La corrélation est significative à un niveau de 5% ;

\* : La corrélation est significative à un niveau de 10% ;

ns : La corrélation n'est pas significative au seuil de 10% ;

N : nombre d'observations.

*Les valeurs entre parenthèses correspondent à des montants négatifs.*

---

En fait, l'activation des investissements immatériels est susceptible de signaler au marché que l'entreprise dispose d'opportunités d'investissements futures et de performances potentielles génératrices d'avantages économiques futurs. Le montant des dépenses incorporelles activé au bilan des entreprises permet de signaler aux investisseurs la capacité d'une entreprise à générer des flux financiers au cours des exercices ultérieurs parce qu'une manière alternative de comptabilisation de ces mêmes dépenses (comptabilisation en charges) permet de réduire la base imposable et ainsi le montant de l'impôt à payer. L'investisseur voit dans l'activation de l'incorporel l'importance des *cash flows* disponibles et potentiels dont dispose l'entreprise, ce qui est signe de bonne performance (Turki et al., 2006). Les auteurs ajoutent ensuite qu'une association positive entre le montant des actifs incorporels et le *q de Tobin* permet de confirmer, du moins partiellement, l'hypothèse d'efficience des marchés. Cette dernière propose que les choix comptables ne doivent pas influencer le comportement des investisseurs sur le marché tant que ces choix n'influencent pas le montant des *cash flows* futurs de l'entreprise. Vu que la décision d'activation des dépenses immatérielles se répercute directement sur les *cash flows* de l'entreprise, la bonne appréciation des investisseurs des entreprises activant l'incorporel enregistrée par nos résultats fait preuve de la validation de cette hypothèse dans le contexte de notre échantillon.

La prise en compte des amortissements pratiqués sur les actifs immatériels nous a permis d'identifier des effets significatifs mais de signes négatifs de la variable INCI/AC sur le *q de Tobin* (modèle M 3). Les niveaux des actifs incorporels non encore amortis (valeurs comptables nettes des actifs incorporels) sont en ce sens négativement évalués sur le marché financier tunisien. Par ailleurs, l'effet positif de la proportion de l'amortissement des éléments intangibles sur la valeur de ces éléments sur le marché (modèles M 5 et M 6) corrobore le résultat identifié pour les actifs immatériels nets. Ces résultats infirment nos prédictions formulées dans la deuxième hypothèse de la recherche stipulant que la dépréciation des actifs incorporels est négativement valorisée par les investisseurs sur le marché financier.

Les corrélations relevées avancent ainsi que la dépréciation des investissements immatériels est positivement évaluée par le marché. Ce résultat suggère que les investisseurs sur le marché boursier tunisien sont intéressés par le niveau des avantages et des performances déjà acquis par l'entreprise du fait de l'exploitation des investissements immatériels en place et non par les niveaux futurs de performance. En effet, l'amortissement pratiqué à un bien reflète le rythme de consommation des avantages économiques issus de l'utilisation de ce bien. Ceci dit que la somme des amortissements comptabilisée, telle que venant diminuer la valeur brute des actifs incorporels, indique le niveau des avantages consommés par l'exploitation de ces actifs. La valeur nette des éléments intangibles indique ainsi la potentialité future de ces éléments à générer des revenus pour l'entreprise. En ce sens, un investisseur, qui décide d'investir sur long moyen terme, saurait évaluer positivement le montant non déprécié des actifs immatériels, du fait qu'il serait par les performances futures de la firme dans laquelle il investit. Contrairement, un investisseur, qui décide d'investir sur le court terme, saurait évaluer les niveaux de performances déjà acquis par l'entreprise. Nos résultats permettent alors d'affirmer que les investisseurs sont aveuglés par leur horizon de rendement à court terme et ont ainsi un mal à percevoir et à intégrer dans leur processus de sélection de portefeuille les rendements futurs associés aux investissements à long terme (Casta et al., 2007).

Les résultats du tableau 5 montrent enfin, pour les variables de contrôle (ROA, L-CA, L-AK), des effets moins importants que ceux relevés pour les éléments intangibles sur le *q de Tobin*. L'effet négatif mais non significatif de la variable ROA, relevé dans les résultats de l'estimation des six modèles étudiés, réfute partiellement le résultat trouvé au niveau de l'analyse bivariée (corrélation significative et positive entre les variables ROA et le *q de Tobin*). Ceci peut être expliqué par le fait que les investisseurs appréhenderaient les baisses de

performances financières des firmes comme un phénomène transitoire qui pourrait s'inverser dans les exercices ultérieurs.

Par ailleurs, l'impact de la variable taille sur la valorisation par le marché des investissements immatériels diffère selon la mesure utilisée. Pour le cas du chiffre d'affaires, on identifie un impact négatif mais non significatif dans chacun des trois modèles M 1, M 3 et M 5. Le total bilan, quant à lui, reflète une information positive sur le marché. L'impact positif et significatif de l'actif comptable, relevé à partir de l'estimation des modèles M 2, M 4 et M 6, pourrait indiquer pour les investisseurs que l'importance des ressources d'une entreprise viennent soutenir les investissements intangibles engagés pour une création de valeur ajoutée potentielle. Li-Tzang et SooCheong (2008) énoncent à ce propos, en se référant aux dits de Chauvin et Hirschey (1994), qu'une présence économique significative de la firme révélerait l'existence d'un important goodwill qui n'est pas reconnu par la comptabilité comme actif et qui serait valorisable par le marché.

## **5. Conclusion :**

La dématérialisation croissante de la politique d'investissement des entreprises justifie la nécessité de mesurer ses différentes manifestations. Les investissements incorporels nécessitent principalement d'être appréhendés par rapport à l'information financière, constituant le principal outil de communication entre les différents agents économiques en relation avec l'entreprise. A ces propos, la présente recherche se propose comme objectif d'étudier la valeur informative pour les investisseurs sur le marché financier des informations financières communiquées par les entreprises sur leur capital intangible. Il s'agit d'estimer l'impact des informations financières relatives aux investissements immatériels sur la valorisation par le marché de ces derniers.

Pour ce, la variable retenue pour mesurer la valeur de marché des immatériels est le ratio du *q de Tobin*, couramment utilisé dans la littérature antérieure dans ce contexte. En conclusion, pour une étude de terrain menée auprès de 21 entreprises tunisiennes cotées à la BVMT sur la période 2002-2005, les résultats relevés au niveau des régressions retenues sur le *q de Tobin* ont permis de confirmer l'impact significatif des investissements immatériels activés au bilan des entreprises tunisiennes sur le comportement des investisseurs dans l'évaluation de ce type de dépenses, avec un signe positif pour la proportion des actifs incorporels bruts. Ceci a confirmé notre première hypothèse de recherche prévoyant que l'information financière sur le

capital immatériel est positivement valorisée par les investisseurs sur le marché financier. Les résultats montrent ensuite que les amortissements des actifs immatériels et la valeur comptable nette de ces derniers ont des impacts respectivement, positifs et négatifs sur le *q de Tobin*. Ceci a infirmé notre deuxième hypothèse de recherche et plaide en faveur du constat stipulant que la dépréciation des actifs incorporels est positivement valorisée par les investisseurs.

Au total, les résultats de cette recherche ont montré que les choix réalisés par les entreprises pour la comptabilisation de leurs investissements réalisés en éléments incorporels ont une valeur informative pour les investisseurs sur le marché financier tunisien, et impactent ainsi leur processus d'évaluation et de prise de décisions. Ceci plaide en faveur de l'importance des efforts de normalisation entrepris par le législateur tunisien durant la dernière décennie, visant à améliorer la pertinence des informations financières communiquées sur les investissements immatériels et à adapter les règles comptables en la matière aux évolutions et besoins des pratiques des entreprises.

Il est par ailleurs nécessaire d'énoncer les principales limites que nous avons identifiées. Tout d'abord, la taille de notre échantillon de 21 entreprises constitue une première limite affectant la portée de nos investigations empiriques. Une deuxième limite est relative à l'opérationnalisation de certaines variables. Ceci concerne notre mesure de l'évaluation des investissements immatériels, qu'est le *q de tobin*. Cette variable, définie dans la littérature des études américaines en fonction de la valeur de marché des capitaux propres et de la dette et du coût de remplacement des actifs de l'entreprise, a été ajustée dans le présent travail aux données comptables étant donnée l'impossibilité d'observation de certaines mesures. En outre, notre étude l'évaluation des investissements immatériels utilise les seules informations communiquées sur le capital intangible activé au bilan des entreprises. De nouvelles recherches, intégrant les informations fournies en notes aux états financiers sur les dépenses incorporelles, permettraient de mieux appréhender la valeur informative de l'ensemble des informations financières communiquées par les entreprises tunisiennes sur lesdites dépenses.

Ensuite, afin de mieux appréhender les pratiques comptables des entreprises et les comportements des investisseurs dans le domaine de l'immatériel, nous proposons que d'autres recherches pourraient porter sur les facteurs qui déterminent les choix de comptabilisation des dépenses intangibles.

## NOTES

1. Elle concerne les acquisitions de logiciels, droits d'auteur, licences, les dépenses de R&D... lorsqu'ils vérifient les conditions d'activation en tant qu'immobilisations incorporelles.
2. Les frais de premier établissement, de réorganisation, de publicité, de formation... peuvent être activées en tant que charges à répartir et amortis sur les exercices ultérieurs à leur activation.
3. Les dépenses incorporelles qui ne satisfont pas aux conditions d'activation dans l'une des deux catégories précédentes doivent obligatoirement être comptabilisées en charges de l'exercice de leur engagement.
4. Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis.
5. Les règles comptables des entreprises du secteur financier sont régies par les normes comptables 16 à 34 dans le Système Comptable des Entreprises (2004).
6. [www.bvmt.com.tn](http://www.bvmt.com.tn)
7. [www.cmf.com](http://www.cmf.com)
8. Nous remercions sincèrement les membres de la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis et les membres du Conseil du Marché Financier pour leur collaboration.
9. Moussou et Thibierge (1996) utilisent le  $Q$  de Tobin comme étant un Proxy des opportunités d'investissement.
10. National Bureau of Economic Research.
11. Nous faisons référence au  $q$  de Tobin telle que défini par James Tobin en 1969, calculé en fonction de la valeur de marché de l'entreprise et de la valeur de remplacement de ses actifs.
12. Les  $\beta_i$  représentent des coefficients d'estimation, au nombre des entreprises étudiées, introduits dans chaque modèle pour représenter les effets individuels.
13. Le  $R^2$  ajusté corrige le biais optimiste du  $R^2$  de l'échantillon en tenant compte du nombre des observations et de celui des prédictors. A la différence du  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté n'augmente pas systématiquement au fur et à mesure que des variables supplémentaires sont introduites dans l'équation.

## BIBLIOGRAPHIE

Alcouffe CH. et Louzzani Y. (2003), « Mesures de l'investissement immatériel : indicateurs de mesure et de performance », *Cahier de recherche du LIRHE, note n° 381*, Université des sciences sociales, Toulouse.

Arcelus F.J., Mitra D. et Srinivasan G. (2005), « On the incidence of deferred taxes, intangibles and non-linearities in the relationship between Tobin's  $Q$  and ROI », *Journal of Economics and Business*, Vol. 57, pp. 165-185.

Ashbaugh H. et Warfield T. (2003), « Audits as a corporate governance mechanism: evidence from the German Market », *Journal of International Accounting Research*.

Bae S.C. et Noh S. (2001), « Multinational corporations versus domestic corporations: a comparative study of R&D investment activities », *Journal of multinational financial management*, Vol. 11, pp. 89-104.

Barth M.E., Beaver W.H. et Landsman W.H. (1992), « The market valuation implications of net periodic pension cost components », *Journal of accounting and economics*, pp. 27-32.

Barth M.E., Kasznik R. et McNichols M.F. (2000), « Analyst Coverage and Intangible Assets », *Working paper*, Stanford University, USA

Becker C., Defond M., Jambalvo J. et Subramanyam K. (1998), « The Effect Of Audit Quality On Earnings Management », *Contemporary Accounting Research*, pp.1-24.

Bouden I. (2006), « Identification des incorporels lors des regroupements d'entreprises : impact sur le marché financier français », *Euro-mediterranean economics and finance review*, Vol. 1, n° 3.

Bowen R., Noreen W. et Lacey J. (1981), « Determinants of corporate decision to capitalize interest », *Journal of Accounting and Economics*, pp. 151-179.

Brenner M.S. et Rushton B.M. (1989), « Sales growth and R&D in the chemical industry », *Research-Technology Management*, Vol. 32, n° 2, pp. 8-15.

Brennan M. J. et Schwartz E. S. (1985), « Evaluating natural resources investments », *The Journal of Business*, Vol. 58, n°2.

Brown S., Lo K. et Lys, T. (1999), « Use of  $r^2$  in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades », *Journal of Accounting Research*, Vol. 28, pp. 83-115.

Casta J. F., Ramond R. et Escaffé L. (2007), « Investissement en capital immatériel et utilité de l'information comptable : Étude comparative des marchés financiers européens », *Working paper*.

Cazavan-Jeny A. (2004), « Le ratio market-to-book et la reconnaissance des immatériels : Une étude du marché français », *Revue Comptabilité, Contrôle, Audit*, Tome 10, Vol. 2, pp. 99-124.

Cazavan-Jeny A. et Jeanjean T. (2004), « Pertinence de l'inscription à l'actif des frais de recherche et de développement : Une étude empirique », 25<sup>ème</sup> congrès de l'association francophone de comptabilité, Louvain.

Cazavan-Jeny A. et Jeanjean T. (2006), « The Negative Impact of R&D Capitalization: A Value Relevance Approach », *European Accounting Review*, Vol. 15, n° 1, pp. 37–61.

Charfi S. (2006), « Analyse empirique des facteurs explicatifs de la décision d'activation des dépenses de recherche et développement : Cas des entreprises françaises », Acte du 27<sup>ème</sup> congrès francophone de comptabilité, Tunisie.

Chauvin K.W. et Hirshey M. (1994), « Goodwill, profitability, and market value of the firm », *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 13, n° 2, pp. 159-180.

Chung K.H. et Pruitt S.W. (1994), « A simple approximation of Tobin's q », *Financial Management*, Vol. 23, n° 3, pp. 70-74.

Churyk N. T. (2005), « Reporting goodwill: are the new accounting standards consistent with market valuations? », *Journal of Business Research*, Vol. 58, pp. 1353–1361.

Collins D. W., Maydew E. L. et Weiss, I. S. (1997), « Changes in the value-relevance of earnings & book values over the past forty years », *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 24, pp. 39-67.

Delgado-Gomez J. M., Ramirez-Aleson M. et Espitia-Escuer M. A. (2004), « Intangible resources as a key factor in the internationalization of Spanish firms », *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 53, pp. 477-494.

Dhaliwal D. et Heninger W.G. (1999), « The investment opportunity set and capitalization versus expensing methods of accounting choice issue », *Accounting and finance*, Vol. 39, pp. 151-176.

Dilling-Hansen M., Madsen S.J. et Valdemar S. (2003), « Efficiency, R&D and ownership: some empirical evidence », *Journal of production economics*, Vol. 83, pp. 85-94.

Ding Y. et Stolowy H. (2003), « Les facteurs déterminants de la stratégie des groupes français en matière de communication sur leurs activités de recherche et de développement », *Papier de recherche du CRECCI*, Université de Bordeaux IV.

Dufour D. et Zemzem A. (2004), « Activation des frais de R&D : le cas des entreprises françaises cotées sur le Nouveau Marché », *Working paper*.

Francis J. R. et Krishnan J. (1999), « Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism », *Contemporary Accounting Research*, pp. 135-65.

Francis J. R., Maydew E. et Sparks H. (1999), « The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals », *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, pp. 17-34.

Garcia-Meca E. et Martinez I. (2007), « The use of intellectual capital information in investment decisions: An empirical study using analyst reports », *The International Journal of Accounting* », Vol. 42, pp 57-81.

Gleason K et Klock M. (2006), « Intangible capital in the pharmaceutical and chemical industry », *The quarterly review of economics and finance*, Vol. 46, pp. 300-314.

Goodwin J. et Ahmed K. (2006), « Longitudinal value relevance of earnings and intangible assets: Evidence from Australian firms », *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 15, pp. 72–91.

Hall B.H., Jaffé A. et Trajtenberg M. (2000), « Market Value and Patent Citations: A First Look », *Working Paper n° 7741*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Henning L.H., Lewis B.L. et Shaw W.H. (2000), « Valuation of the components of purchased goodwill », *Journal of accounting research*, Vol. 38, n° 2, pp. 375-386.

Whitwell G.J., Hill P. et Lukas B.A. (2007), « Stock analysts' assessments of the shareholder value of intangible assets », *Journal of business research*, Vol. 60, pp. 84-90.

Ittner C.D. et Larcker D.F. (1998), « Are non-financial measures leading indicators of financial performance? An analysis of customer satisfaction », *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, pp. 1-35.

Jensen M.C. (1983), « Organization theory and methodology », *The Accounting Review*, pp. 319-339.



Krishnan G. (2003), « Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals », *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 22

Landsman W.R. et Shapiro A.C. (1995), « Tobin's  $Q$  and the relation between accounting ROI and economic return », *Journal of Accounting Auditing and Finance*, », Vol. 10, pp.103-120.

Lev B. et Sougiannis T. (1996), « The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 21, pp. 107-138.

Lev B., Sougiannis T. et Amir E. (2003), « Do financial analysts get intangibles? », *European Accounting Review*, Vol. 12, n° 4, pp. 635–659

Lev B., Sougiannis T. et Sarath B. (2005), « R&D Reporting Biases and Their Consequences », *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, n° 4, pp. 977-1026.

Lev B. et Zarowin P. (1999), « The boundaries of financial reporting & how to extend them », *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, pp. 353-385.

Lindenberg E. et Ross S. (1981), « Tobin's  $q$  ratio and industrial organization », *Journal of Business*, Vol. 54, n° 1, pp. 1-32.

Li-Tzang J.H. et SooCheong S.J. (2008), « Advertising expenditure, intangible value and risk: A study of restaurant companies », *International Journal of Hospitality Management*, Vol. 27, pp. 259–267.

Louzzani Y. (2004), « Immatériel et performance des entreprises : Cas des entreprises industrielles en France sur la période 1994-1998 », thèse de doctorat en sciences de gestion, université de Toulouse.

Martory B. (1999), « L'évaluation des immatériels : un point de vue gestionnaire », *Working paper*, Université Paris-sud, Pesor.

Matoussi H. et Zemzem A. (2003), « Investissements immatériels et création de valeur : Etude empirique sur le marché français », *Working paper*.

Megna P. et Klock M. (1993), « The impact of intangible capital on Tobin's  $q$  in the semiconductor industry », *American Economic Association Papers and Proceedings*, Vol. 83, pp. 265-269.

- Megna P. et Klock M. (2000), « Measuring and valuing intangible capital in the wireless communications industry », *The quarterly review of economics and finance*, Vol. 40, pp. 519-532.
- Moussou C. et Thibierge C. (1996), « Politique financière, opportunités d'investissement et actifs incorporels en Europe : Théorie et étude empirique », *Cahier de recherche ESCP n° 96-129*, Ecole Supérieure de Commerce, Paris.
- Myers S. C. (1977), « Determinants of corporate borrowing », *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp.146-175.
- Nakamura L. (2001), « What is the U.S. gross investment in intangibles? (at least) one trillion dollar a year », *Working paper*, Federal reserve bank of Philadelphia.
- Nakamura M. (2005), « Joint venture instability, learning and the relative bargaining power of the parent firms », *International business review*, Vol. 14, pp. 465-193.
- Nils E., Huegh-Krohn J. et Knivsfla K.H, (2000), « Accounting for Intangible Assets in Scandinavia, the UK, the US, and by the IASC: Challenges and a Solution », *The International Journal of Accounting*, Vol. 35, n°. 2, pp. 243-265.
- Sevestre P (2002), « *Econométrie des données de panel* », Editions Dunod, Paris, France.
- Skinner D.J. (1993), « The investment opportunity set and accounting procedure choice », *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 16, n° 1, pp. 407-445.
- Sougiannis T. (1994), « The accounting based valuation of corporate R&D », *The Accounting Review*, Vol. 69, pp. 44-68.
- Thibierge C. (1997), « Contribution à l'étude des déterminants de la comptabilisation des investissements immatériels », Thèse en Sciences de Gestion, Université de Paris IX, Dauphine.
- Thibierge C. (2001), « Actifs immatériels, valorisation boursière et contrainte d'endettement : une étude empirique sur les marchés français et espagnol », *Congrès international de l'association française de finance*, ESCP-EAP.
- Tobin J. (1969), « A general equilibrium approach to monetary theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, pp. 15-29.
- Trembley D., Cormier D. et Magnan M. (1994), « Théories et modèles comptables : Développement et perspectives », 2<sup>ème</sup> édition, Les Presses Universitaires du Québec, Canada.

Turki H. (2006), Abdelmoula A. et Jarboui A., « La comptabilisation des dépenses immatérielles : quels déterminants empiriques : cas des entreprises tunisiennes », 27<sup>ème</sup> congrès de l'Association Francophone de Comptabilité, Tunis, Tunisie.

Watts R.L. et Zimmerman J. (1978), « Toward a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards », *The Accounting Review*, Vol. 53, pp. 112-134.

Zaho R. (2002), « Relative value relevance of R&D reporting: An international comparison », *Journal of Financial Management and Accounting*, Vol. 13, n° 2, p.p. 153-174.